

## プロジェクト研究 報告

# 地盤物性値の空間分布を考慮した部分安全係数および地盤調査間隔の評価方法

李 向新 | 佐賀大学低平地防災研究センター  
林 重徳 | 佐賀大学低平地防災研究センター

## 1. はじめに

本研究では、地盤物性値を空間確率過程とし、地盤空間における2点の既調査位置の物性値から、この両点を結ぶ直線上にある物性値を、既調査位置の値で内挿推定する時の推定値と推定誤差を定式化し、推定誤差と地盤調査間隔および部分安全係数の関係を求め、地盤物性値の空間分布を考慮した部分安全係数の評価方法を提案する。また、佐賀大学低平地防災研究センターで構築している筑紫平野の地盤情報データベースを用いて、佐賀地区の沖積粘性土地盤を対象とし、非排水せん断強度および沖積層厚といった地盤物性値のばらつきと地盤調査間隔の関係について考察する。

## 2. 推定誤差の定式化

地盤調査から得られた地盤物性値を既知の地盤情報とし、それらを用いて残りの未調査位置の物性値を推定する手法には、普通の内挿法、重回帰分析法およびKriging法などが挙げられる。普通の内挿法は、未調査地点の物性値を何らかの主観的な判断で、線形的あるいは非線形的に調査地点の

値から内挿する手法で、推定の誤差を定量的に評価できない欠点があるが、土質断面図の作成などによく用いられる推定方法である。重回帰分析法は、内挿でなく回帰で全体的なトレンドの推定を行っているため、サンプル点における推定値は必ずしもサンプル値を通るとは限らない。これらに対して、Kriging法は、与えられる物性値の共分散モデルのもとで未調査地点の物性値を既知の地盤物性値の線形和で内挿し、推定の不偏性と推定誤差を最小にする一種の内挿法と知られている<sup>1),2)</sup>。しかし、Kriging法は、地盤物性値の空間分布を推定するのに適しているが、推定値と推定誤差を求めるために、複雑な数値解析を行わなければならない。Kriging法を用いた地盤物性値の推定に関する研究は文献<sup>3)</sup>で、推定誤差に関する簡略的推定式は文献<sup>4)</sup>で報告されているが、推定誤差に関する理論的定式化についての報告は、著者らの調べた範囲ではまだ見当たらない。

次に、物性値を空間確率過程とし、地盤2点の既調査位置を結ぶ直線にある未調査位置の物性値が、既調査位置の値から推定される時の、推定値および推定誤差の理論

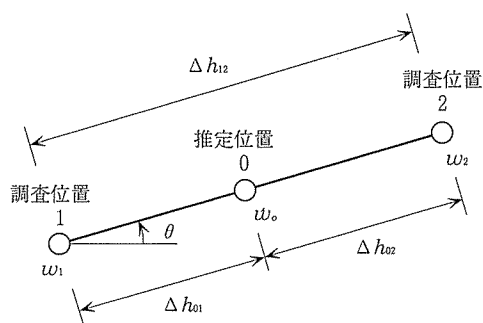


図-1 推定位置と既調査位置の関係

的定式化について検討する。

図-1 に示すように、既調査位置 1 および 2 における物性値の値を  $w_1, w_2$ 、1, 2 を結ぶ直線上にある 0 点を推定位置とし、その物性値を  $w_0$  とする。 $w_0$  の推定値  $\hat{w}_0$  は、 $w_1, w_2$  の内挿値として、次のように求めることにする。

$$\hat{w}_0 = \lambda_1 w_1 + \lambda_2 w_2 \quad (1)$$

ここに、 $\lambda_1$  と  $\lambda_2$  は  $\hat{w}_0$  を  $w_1, w_2$  で内挿する時の係数である。

従って、 $\hat{w}_0$  の期待値  $E(\hat{w}_0)$  は、次のように求められる。

$$E(\hat{w}_0) = \lambda_1 m_1 + \lambda_2 m_2 = m_0 \quad (2)$$

ここに、 $E(*)$  は  $*$  の期待値 (平均) を求めることを意味し、 $m_1, m_2, m_0$  は平均値である。

一方、空間確率過程とされる物性値  $w(u)$  (ここに、 $u$  は空間位置ベクトルである) を平均値成分  $m(u)$  およびランダムな成分  $R(u)$  (ここに、 $E[R(u)] = 0$ ) に分けられるとすれば、 $w_0$  を式(1)で推定する時の推定誤差 (分散)  $\sigma_E^2$  は、次のように導かれる。

$$\begin{aligned} \sigma_E^2 &= E[(w_0 - \hat{w}_0)^2] \\ &= E[(R_0 - \hat{R}_0)^2] \\ &= E(R_0^2) - 2E(R_0 \hat{R}_0) + E(\hat{R}_0^2) \\ &= \text{Var}_0 - 2\lambda_1 C_{01} - 2\lambda_2 C_{02} + \lambda_1^2 \text{Var}_1 \\ &\quad + 2\lambda_1 \lambda_2 C_{12} + \lambda_2^2 \text{Var}_2 \end{aligned} \quad (3)$$

ここに、 $C_{ij}$  は  $i, j$  ( $i=0,1,2, j=0,1,2, i \neq j$ ) におけるランダムな成分  $R(u)$  共分散関数

で、 $C_{ij} = E[R(u_i)R(u_j)]$  である。 $\text{Var}_k$  は各点 ( $k=0,1,2$ ) におけるランダムな成分  $R(u)$  の分散関数で、 $\text{Var}_k = E[R(u_k)^2]$  である。

Lagrange 乗数  $\mu$  を用いて、 $\lambda_1, \lambda_2, m_0, \mu$  を未知数とする新しい関数  $F = f(\lambda_1, \lambda_2, m_0, \mu)$  を次のように構築する。

$$F = \sigma_E^2 - \mu(\lambda_1 m_1 + \lambda_2 m_2 - m_0) \quad (4)$$

式(3)の推定誤差  $\sigma_E^2$  を最小にするために、関数  $f(\lambda_1, \lambda_2, m_0, \mu)$  の  $\lambda_1, \lambda_2, m_0, \mu$  に関する偏微分がゼロにならなければならない。

従って、

$$\left. \begin{aligned} \frac{\partial F}{\partial \lambda_1} &= 2\lambda_1 \text{Var}_1 + 2\lambda_2 C_{12} - 2C_{01} - \mu m_1 = 0 \\ \frac{\partial F}{\partial \lambda_2} &= 2\lambda_1 C_{12} + 2\lambda_2 \text{Var}_2 - 2C_{02} - \mu m_2 = 0 \\ \frac{\partial F}{\partial m_0} &= \mu = 0 \\ \frac{\partial F}{\partial \mu} &= \lambda_1 m_1 + \lambda_2 m_2 - m_0 = 0 \end{aligned} \right\} \quad (5)$$

が得られる。式(5)は、未知数  $\lambda_1, \lambda_2, m_0, \mu$  の連立一次方程式である。共分散  $C_{01}, C_{02}, C_{12}$  および分散  $\text{Var}_1, \text{Var}_2$  が与えられ、 $\lambda_1$  および  $\lambda_2$  の値をこの方程式から解くことができる。

$$\left. \begin{aligned} \lambda_1 &= \frac{C_{01} \text{Var}_2 - C_{02} C_{12}}{\text{Var}_1 \text{Var}_2 - C_{12}^2} \\ &= \sqrt{\frac{\text{Var}_0}{\text{Var}_1}} \left( \frac{\rho_{01} - \rho_{02} \rho_{12}}{1 - \rho_{12}^2} \right) \\ \lambda_2 &= \frac{C_{02} \text{Var}_1 - C_{01} C_{12}}{\text{Var}_1 \text{Var}_2 - C_{12}^2} \\ &= \sqrt{\frac{\text{Var}_0}{\text{Var}_2}} \left( \frac{\rho_{02} - \rho_{01} \rho_{12}}{1 - \rho_{12}^2} \right) \end{aligned} \right\} \quad (6)$$

ここに、

$$\rho_{ij} = C_{ij} / \sqrt{\text{Var}_i \text{Var}_j} \quad (7)$$

と定義する。 $\rho_{ij}$  は位置  $i, j$  におけるランダムな成分  $R(u)$  の自己相関係数である。地盤における物性値のトレンド成分  $m(u)$  が分かっていない場合には、ランダムな成分  $R(u)$  を見い出すことができないため、 $\rho_{ij}$  を直接ランダムな成分  $R(u)$  の統計値から求めることはできない。この時、 $\rho_{ij}$  を物性

値  $w(\mathbf{u})$  の Correlogram (空間任意 2 点における物性値の自己相関係数とその距離の関数) から求めることができる<sup>5)</sup>。

式(6), (7)を式(3)に代入して, 推定誤差  $\sigma_E^2$  は, 次のように求められる。

$$\sigma_E^2 = \text{Var}_0 \left( 1 - \frac{\rho_{01}^2 + \rho_{02}^2 - 2\rho_{01}\rho_{02}\rho_{12}}{1 - \rho_{12}^2} \right) \quad (8)$$

従って,  $\rho_{ij}$  が分かれば, 既調査地点のデータから推定位置の物性値の推定値, 平均値および推定誤差が, 式(1), (2)および式(8)によって求められる。

位置  $i, j$  における自己相関関数  $\rho_{ij}$  については, 地盤統計学では次のように仮定が一般的になされている<sup>6), 7)</sup>。

①相関関数の定常性に関する仮定: 検討区域において, 相関係数  $\rho_{ij}$  が  $i, j$  両点の直線距離  $\Delta h$  だけの関数と仮定する。

②相関関数の減衰性に関する仮定: 相関係数  $\rho_{ij}$  が距離  $\Delta h$  が増加することに伴って 0 までに減衰していくことを仮定する。

相関関数の定常性の仮定は, 均質と見られる地盤においてその適用の妥当性が認められている。また, 相関関数の減衰性仮定は, 多くの物理現象に関する研究で検証されて, 地盤信頼性に関する研究でもよく使われている。

自己相関関数 (Correlogram)  $\rho_{ij}$  に関するモデルは, 以下の様な指数関数の形式が用いられる<sup>8)~13)</sup>:

$$\rho_{ij} = \exp \left\{ - \left( \frac{\Delta h_{ij}}{a} \right)^m \right\} \quad (9)$$

ここに,  $m$  は減衰性を表すパラメータで,  $a$  は  $\rho_{ij}=0.37$  の時の  $i, j$  両点の距離であり, 相関距離と呼ぶ。一般に, 実測の  $\rho_{ij}$  は, 物性値の実測値に含まれているシグナル成分 (物性値の固有の変動性) とノイズとされる計測誤差等の成分に影響される。 $\rho_{ij}$  の値が 0.37 より大きい時には,  $\rho_{ij}$  の算定に用いられた物性値の実測値に, 固有の変動成分が現れていることを意味し, 逆に,  $\rho_{ij}$  の値が 0.37 より小さい時には, 実測値に計測誤差

などノイズ成分だけが含まれていることを意味している。従って, 相関距離  $a$  は, 物性値の実測値の有効性を検証するパラメータでもある<sup>8)</sup>。式(9)は理想化された自己相関関数であるため, パラメータ  $m, a$  の値を実測のデータから計算し, 実測値と適合度のよいもので決めなければならない。

式(9)の相関関数を式(8)に代入して, 推定位置 0 の推定誤差  $\sigma_E^2$  と, 推定位置・推定距離に関するパラメータ  $A$  および  $n$  との関係が次のように導かれる。

$m=1$  の時:

$$\frac{\sigma_E^2}{\text{Var}_0} = \frac{1 - \exp\{-2A\}}{1 - \exp\{-2(1+n)A\}} - \frac{\exp\{-2nA\} - \exp\{-2(1+n)A\}}{1 - \exp\{-2(1+n)A\}} \quad (10)$$

$m=2$  の時:

$$\frac{\sigma_E^2}{\text{Var}_0} = 1 - \frac{\exp\{-2A^2\} + \exp\{-2A^2n^2\}}{1 - \exp\{-2A^2(1+n)^2\}} + \frac{2\exp\{-2A^2(1+n+n^2)\}}{1 - \exp\{-2A^2(1+n)^2\}} \quad (11)$$

ここに,  $A = \Delta h_{01}/a$ ,  $n = \Delta h_{02}/\Delta h_{01}$  である。 $\Delta h_{01}$  は推定位置 0 と既調査位置 1 との距離,  $\Delta h_{02}$  は推定位置 0 と既調査位置 2 との距離である (図 1)。

$\Delta h_{02} \rightarrow \infty$  ( $n \rightarrow \infty$ ) 時, 式(10), 式(11)の推定誤差  $\sigma_E^2$  は, 実測点 1 との距離  $\Delta h_{01}$  だけで求められる。

$$\frac{\sigma_E^2}{\text{Var}_0} = 1 - \exp \left\{ -2 \left( \frac{\Delta h_{01}}{a} \right)^m \right\} \quad (m=1, 2) \quad (12)$$

ランダムな成分  $R(\mathbf{u})$  の分散関数は, 一般に空間位置によらず一定 (定常) とされるため<sup>5)~8)</sup>,

$$\sigma_E^2 = C(0) \left( 1 - \exp \left\{ -2 \left( \frac{\Delta h_{01}}{a} \right)^m \right\} \right) \quad (13)$$

となる。ここに,  $C(0) = \text{Var}_k$  ( $k=0, 1, 2$ ) である。 $C(0)$  は物性値  $w(\mathbf{u})$  の Semi-varigram  $\gamma_{ij}$  ( $\gamma_{ij} = E[(w_i - w_j)^2]/2$ ) から求めた物性値の最大の分散値である。

前の調査段階で位置 1 における物性値が得られたとすれば, 推定誤差  $\sigma_E^2$  をとする次の調査段階での調査間隔  $\Delta h$  は式(13)によ

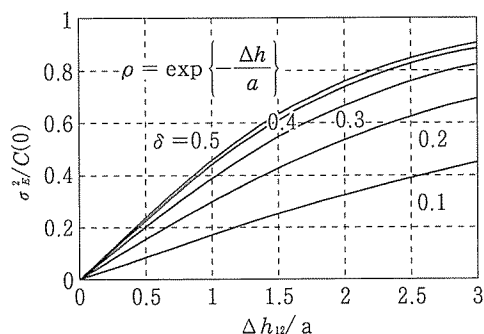


図-2(a)  $\sigma_E^2/C(0)$  と  $\Delta h_{12}/a$  の関係

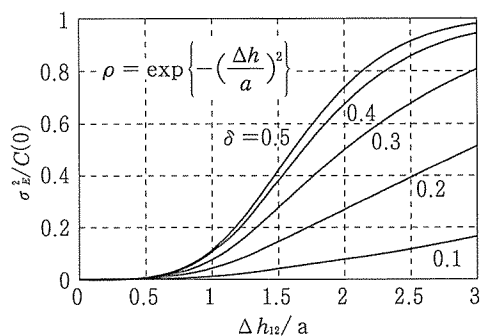


図-2(b)  $\sigma_E^2/C(0)$  と  $\Delta h_{12}/a$  の関係

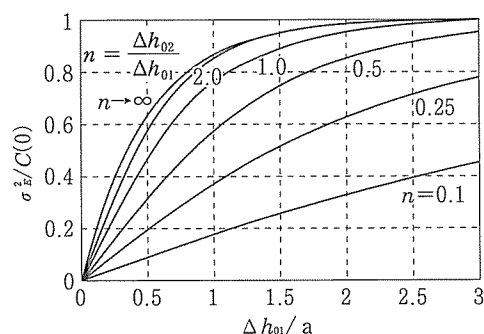


図-3(a)  $\sigma_E^2/C(0)$  と  $\Delta h_{01}/a$  の関係 ( $m=1$ )

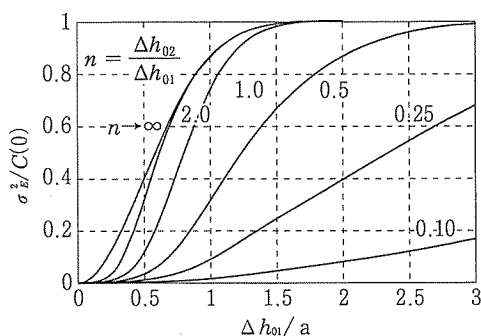


図-3(b)  $\sigma_E^2/C(0)$  と  $\Delta h_{01}/a$  の関係 ( $m=2$ )

て容易に求められる。

$$\Delta h = a \left[ \frac{1}{2} \ln \sqrt{\frac{C(0)}{C(0) - \sigma_E^2}} \right]^{1/m} \quad (14)$$

式(10)および式(11)による  $\sigma_E^2/C(0)$  と  $\Delta h_{12}/a$  の関係は図-2(a)および図-2(b)に示されている。図中  $\delta$  は、推定位置 0 と既調査位置 1, 2 の相対位置を表す係数で、 $\delta = \Delta h_{01}/\Delta h_{12}$  である。  $a$  および  $\delta$  が一定の時、1 と 2 との距離 (調査間隔)  $\Delta h_{12}$  が小さくなるにつれて、推定誤差  $\sigma_E^2/C(0)$  が減少し、調査間隔  $\Delta h_{12}$  が大きくなると、推定誤差が大きくなる。このように、提案した推定誤差の算定式は、地盤調査を密にすることによって未調査位置の物性値の推定誤差が低減されることを定量的に説明することができる。

また、一点だけによる推定の場合には ( $n \rightarrow \infty$ )、図-3(a)および図-3(b)における

$n \rightarrow \infty$  の時の曲線が示しているように、推定位置と既調査位置との距離  $\Delta h_{01}$  が遠くなれば、推定の誤差は増し、推定位置が既調査位置に近付いていくと (距離  $\Delta h_{01}$  が減少すること)、推定誤差は低減されることがわかる。

### 3. 推定誤差の算定式の有効性に関する検証

2章で提案した推定誤差の算定式(式(13))の有効性を検証するために、図-4に示している一次元のデータ配列を構築して、未調査位置の推定誤差について、Kriging 法による推定誤差 (Kriging 誤差) と本研究で提案した式(13)による推定誤差の比較を行う。図-4における 0 点は未調査位置で、他の点 (5', 4', 3', 2', 1, 2, 3, 4, 5) は既調査位置である。0 点を除いて、各点における物性値の値は、既知値として与えられている。この一次元問題の物性値の相関距離  $a$ 、減衰パラメー

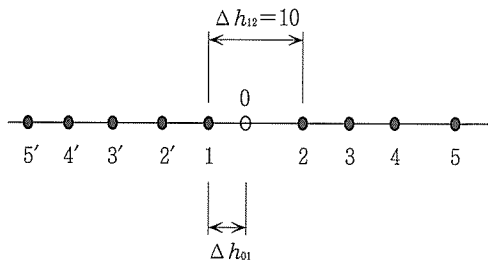


図-4 推定誤差の算定式の有効性を検証するための一次元データ配列

タ  $m$  および分散  $C(0)$  は、それぞれ 0.1, 1.0 および 1.0 としている。提案法では、0 点の値は 0 点に最も近い点 1 と 2 から式(13)によって推定されている。Kriging 法では、0 点の値は (5', 4', 3', 2', 1, 2, 3, 4, 5) から推定されている。上述した推定の条件に基づいて解析した結果は、図-5 に示されている。図中丸い点は Kriging の解析結果で、実線は提案式(13)による計算結果である。図-5 によれば、提案式による推定誤差は、Kriging 解析による推定誤差 (Kriging 誤差) よりやや上側にあるものの、 $\Delta h/a$  との関係はほぼ一致していることがわかる。

#### 4. 推定誤差による部分安全係数の定式化

推定による物性値の不確定性には、推定誤差および推定に用いた既知値の計測誤差などが含まれる。ここでは、調査試験中計測誤差がないとして、推定誤差による物性値の部分安全係数の定式化を行う。

設計位置の物性値を最も近い周辺の既知の物性値から推定する場合 (一点推定)、物性値の推定誤差  $\sigma_E$  は、式(13)により算定することになる。この時、推定誤差  $\sigma_E$  は設計位置の物性値の標準偏差とすることができる。この標準偏差を用い、レベル 2 の信頼性解析に基づいて、地盤物性値  $w_0$  に関する部分安全係数 (抵抗係数) を定式化する。

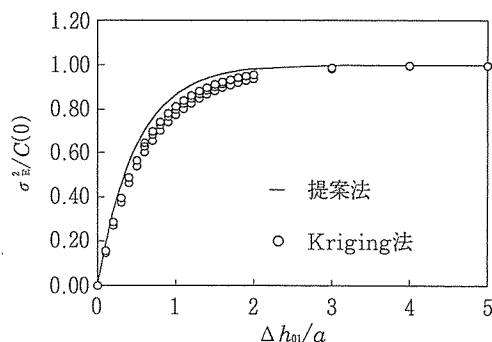


図-5 提案法による推定誤差と Kriging 法による推定誤差の比較

レベル 2 の信頼性解析による部分安全係数は次のように求められる<sup>14)</sup>。

$$1/\gamma_E = \frac{w_{sp0}}{w_{d0}} = \frac{w_{sp0}}{m_0 \exp(-\alpha_w \beta V_0)} \quad (15)$$

ここに、

$\gamma_E$  : 物性値  $w_0$  に関する部分安全係数。

$w_{d0}$  :  $w_0$  の設計値。

$w_{sp0}$  :  $w_0$  の特性値 (公称値)。

$m_0$  : 推定位置における平均値。式(2)および式(6)の推定によって求められる。

$\beta$  : 基準で与えられた安全性指標。

$\alpha_w$  : 設計変数の感度係数。レベル 2 の信頼性解析で求められるが、近似的に 0.75 を取ることができる。

$V_0$  : 物性値の変動係数。  $V_0 = \sigma_E / m_0$ 。

特性値  $w_{sp0}$  を  $w_0$  の平均値  $m_0$  とすれば、部分安全係数は次のようになる。

$$\gamma_E = \exp \left\{ \alpha_w \beta \frac{\sigma_E}{m_0} \right\} \quad (16)$$

さらに、 $\sigma_E^2 = C(0) \left( 1 - \exp \left\{ -2 \left( \frac{\Delta h_{01}}{a} \right)^m \right\} \right)$

を式(16)に代入して、部分安全係数は

$$\gamma_E = \exp \left\{ \alpha_w \beta V \sqrt{1 - \exp \left\{ -2 \left( \frac{\Delta h}{a} \right)^m \right\}} \right\} \quad (17)$$

となる。ここに、 $V = \sqrt{C(0)} / m_0$ 、 $C(0)$  から求めた物性値の標準偏差である。

図-6 (a)~(f)には、自己相関関数の減衰パ

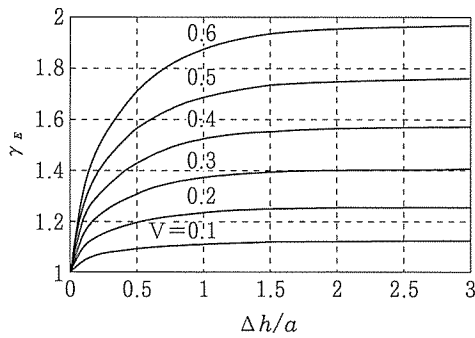


図-6(a) 部分安全係数  $\gamma_E$  と  $\Delta h/a$  の関係  
( $m=1, \beta=1.5, \alpha=0.75$ )

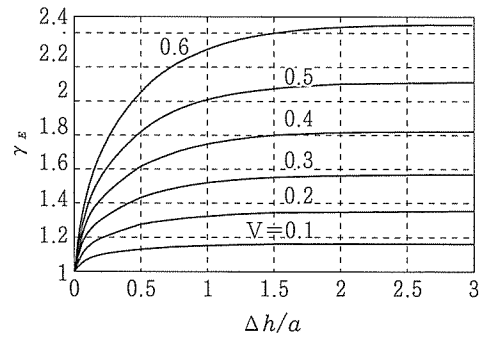


図-6(b) 部分安全係数  $\gamma_E$  と  $\Delta h/a$  の関係  
( $m=1.0, \beta=2.0, \alpha=0.75$ )

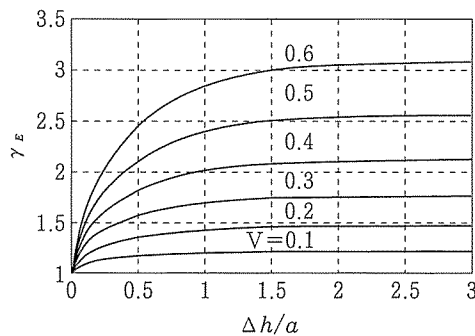


図-6(c) 部分安全係数  $\gamma_E$  と  $\Delta h/a$  の関係  
( $m=1.0, \beta=2.5, \alpha=0.75$ )

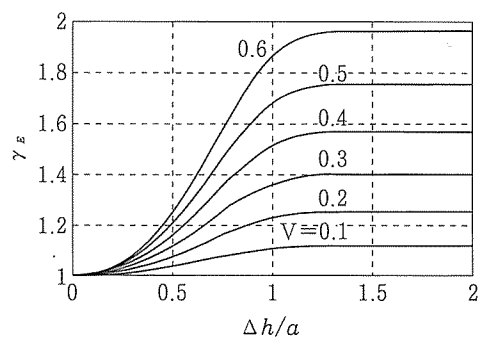


図-6(d) 部分安全係数  $\gamma_E$  と  $\Delta h/a$  の関係  
( $m=2.0, \beta=1.5, \alpha=0.75$ )

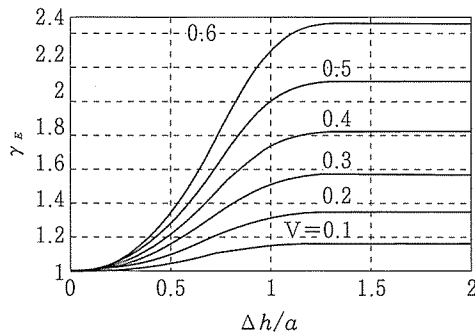


図-6(e) 部分安全係数  $\gamma_E$  と  $\Delta h/a$  の関係  
( $m=2.0, \beta=2.0, \alpha=0.75$ )

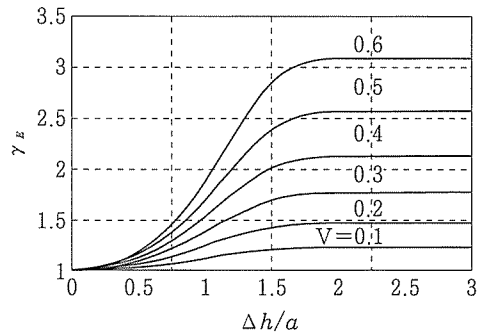


図-6(f) 部分安全係数  $\gamma_E$  と  $\Delta h/a$  の関係  
( $m=2.0, \beta=2.5, \alpha=0.75$ )

ラメータ  $m$ , 感度係数  $\alpha_w$ , 信頼性指標  $\beta$  が一定とした時, 異なる  $V$  に対する部分安全係数  $\gamma_E$  と  $\Delta h/a$  の関係が示されている。相関距離  $a$  が一定の時, 推定距離  $\Delta h$  が短くなるにつれて, 安全率が1.0まで漸近していくことがこの部分安全係数モデルの特徴である。

## 5. 推定誤差に基づく地盤調査間隔に関する考察

有明海北岸を含む筑紫平野では, これまでに数多くのボーリング調査および土質試験試験が, 各機関によって実施されてきた。これらのデータを活用し, 地盤の特性 (地

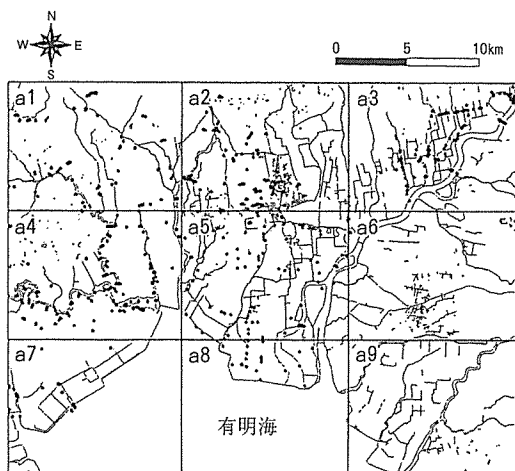


図-7 筑紫平野におけるボーリング調査位置

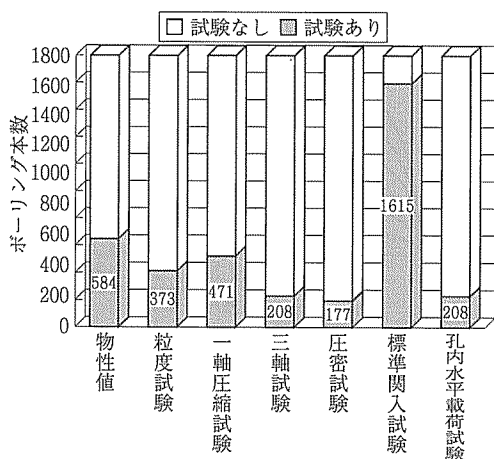


図-8 地盤情報データベース内訳

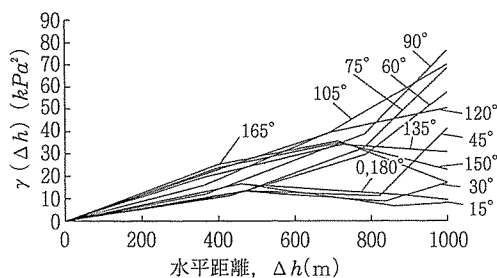


図-9 水平各方向の  $c_u$  の Semi-variogram

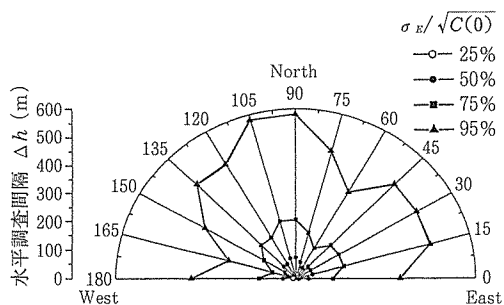


図-10 水平調査間隔  $\Delta h$  と調査方向  $\theta$  の関係 ( $c_u$ )

表-1  $c_u$  の水平各方向の相関距離と分散

| a5 区域 (図7)         |            |     |                                    |
|--------------------|------------|-----|------------------------------------|
| 角度<br>$\theta$ (°) | 相関距離 a (m) |     | $c_u$ の分散<br>$C(0)$<br>( $kPa^2$ ) |
|                    | 理論値        | 実測値 |                                    |
| 0                  | 300        | 344 | 16                                 |
| 15                 | 400        | 344 | 16                                 |
| 30                 | 400        | 392 | 17                                 |
| 45                 | 400        | 400 | 41                                 |
| 60                 | 300        | 361 | 58                                 |
| 75                 | 400        | 439 | 69                                 |
| 90                 | 500        | 526 | 78                                 |
| 105                | 500        | 479 | 70                                 |
| 120                | 400        | 332 | 50                                 |
| 135                | 400        | 346 | 33                                 |
| 150                | 300        | 287 | 34                                 |
| 165                | 200        | 223 | 35                                 |
| 180                | 300        | 324 | 16                                 |

表-2 沖積層厚の水平調査間隔

| θ度   | 水平調査間隔, $\Delta h$ (m) |     |     |      |
|------|------------------------|-----|-----|------|
|      | 25%                    | 50% | 75% | 95%  |
| 0°   | 26                     | 115 | 331 | 931  |
| 15°  | 29                     | 129 | 372 | 1048 |
| 30°  | 23                     | 101 | 289 | 815  |
| 45°  | 23                     | 101 | 289 | 815  |
| 60°  | 45                     | 201 | 579 | 1630 |
| 75°  | 32                     | 144 | 413 | 1164 |
| 90°  | 39                     | 173 | 496 | 1397 |
| 105° | 32                     | 144 | 413 | 1164 |
| 120° | 45                     | 201 | 579 | 1630 |
| 135° | 32                     | 144 | 413 | 1164 |
| 150° | 26                     | 115 | 331 | 931  |
| 165° | 23                     | 101 | 289 | 815  |
| 180° | 26                     | 115 | 331 | 931  |

盤工学的特性, 地盤統計学特性) を, 包括的かつより高度に解析し把握するために, 佐賀大学低平地防災研究センターでは, 有明海北岸を含む筑紫平野における今までの地盤調査・土質試験のデータに関する地盤情報データベースを構築している. 図-7 には, このデータベースに収納されている各区域の過去のボーリング調査の平面位置が示されている. 図-8 には, データベースに収納されている当該区域におけるこれまでの土質試験・現場試験の数と内訳が示されている. 次にこれらの地盤情報に基づいて, 当該区域の地盤物性値の空間分布特性および地盤調査間隔について考察する.

図-9 は, 区域 a5 (図-8) における沖積粘性土 (有明粘性土) 地盤の非排水せん断強度  $c_u$  の水平における各方向  $\theta$  の Semi-variogram である. 方向角  $\theta$  は, 図-1 に示されたように, 調査方向が W-E 方向 (東西方向) となす左まわり角度である. 図-9 から求められる水平面における各方向の  $c_u$  の最大分散  $C(0)$  および相関距離  $a$  の値は表-1 にまとめられている. 表-1 の各方向の  $a$ ,  $C(0)$  値を入力データとし, 式(14)を用いて当該地盤における水平調査間隔を算定した. 得られた結果は表-2 に示されている. 図-10 は調査間隔と調査方向の関係を示している. 同じ推定誤差の低減率で, 調査間隔は, 南北方向には最も長く, 東西方向には比較的短い値となっている. 調査間隔の長い方向は, ほぼ当該区域における筑後川の流れ方向に一致し, 比較的短い調査間隔を要する方向は, 筑後川の流れ方向と直交していることがわかる.

図-11 に示している筑紫平野における沖積地盤層厚の水平各方向の相関距離  $a$  および最大分散  $C(0)$  の値は表-3 にまとめ

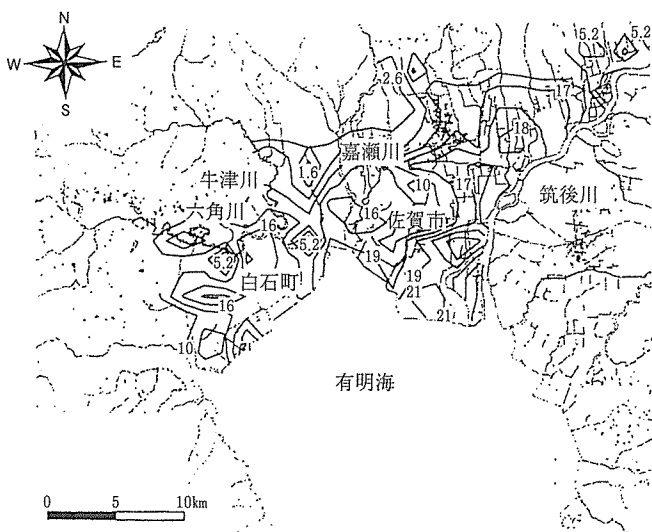


図-11 筑紫平野における沖積層厚分布

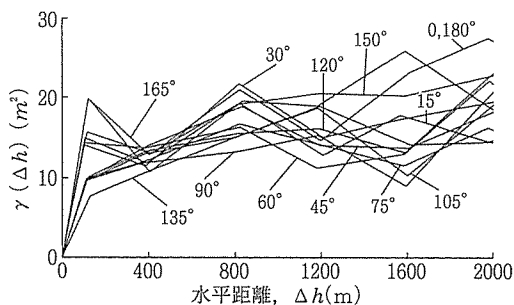


図-12 水平各方向の沖積層厚の Semi-variogram

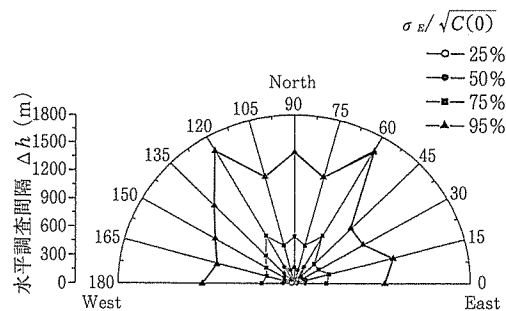


図-13 水平調査間隔  $\Delta h$  と調査方向  $\theta$  の関係 (沖積層厚)

た.  $C(0)$  の値は層厚の Semi-variogram (図-12) から求めたものである. 与えられた推定誤差で, 式(14)より算定した水平各方向における調査間隔の値を表-4 にまとめた. 図-13 には, 表-4 のデータに基づいた



表-3 沖積層厚の水平各方向の相関距離と分散

| a5 区域 (図 7)        |            |      |                                    |
|--------------------|------------|------|------------------------------------|
| 角度<br>$\theta$ (°) | 相関距離 a (m) |      | $c_u$ の分散<br>$C(0)$<br>( $kPa^2$ ) |
|                    | 理論値        | 実測値  |                                    |
| 0                  | 800        | 761  | 28                                 |
| 15                 | 900        | 822  | 19                                 |
| 20                 | 700        | 645  | 22                                 |
| 45                 | 700        | 700  | 19                                 |
| 60                 | 1400       | 1867 | 22                                 |
| 75                 | 1000       | 822  | 17                                 |
| 90                 | 1200       | 1200 | 21                                 |
| 105                | 1000       | 1059 | 19                                 |
| 120                | 1400       | 1961 | 23                                 |
| 135                | 1000       | 1000 | 19                                 |
| 150                | 800        | 721  | 22                                 |
| 165                | 700        | 722  | 26                                 |
| 180                | 800        | 766  | 28                                 |

調査間隔と調査方向並びに推定誤差の関係を示している。平均的に100mの調査間隔で沖積層厚を調査する時、層厚の変動（推定誤差）は2.5m程度である。この時の調査間隔は文献<sup>15)</sup>で提案された水平方向の調査間隔とほぼ一致している。

## 6. まとめ

本研究で得られた主な成果を要約すると、次のとおりである。

(1) 地盤物性値を空間確率とし、地盤物性値の空間分布を考慮した地盤調査間隔および部分安全係数の理論的算定方法を提案した。

(2) 提案した地盤調査間隔および部分安全係数算定法では、入力データとして物性値の分散  $C(0)$ 、相関距離  $a$  が用いられる。これらの入力データを地盤情報データベースに基づいて求めるのが最も有効である。

(3) 提案した推定誤差の算定式によれば、調査が密に行われるにつれて（調査間隔を短くすること）、物性値の推定誤差が減少し、地盤調査から推定される物性値の信頼

表-4  $c_u$  の水平調査間隔

|            |                          | 水平調査間隔, $\Delta h(m)$ |     |     |     |
|------------|--------------------------|-----------------------|-----|-----|-----|
| $\theta$ 度 | $\sigma_E / \sqrt{C(0)}$ | 25%                   | 50% | 75% | 95% |
| 0°         |                          | 10                    | 43  | 124 | 349 |
| 15°        |                          | 13                    | 58  | 165 | 466 |
| 30°        |                          | 13                    | 58  | 165 | 466 |
| 45°        |                          | 13                    | 58  | 165 | 466 |
| 60°        |                          | 10                    | 43  | 124 | 349 |
| 75°        |                          | 13                    | 58  | 165 | 466 |
| 90°        |                          | 16                    | 72  | 207 | 582 |
| 105°       |                          | 16                    | 72  | 207 | 582 |
| 120°       |                          | 13                    | 58  | 165 | 466 |
| 135°       |                          | 13                    | 58  | 165 | 466 |
| 150°       |                          | 10                    | 43  | 124 | 349 |
| 165°       |                          | 6                     | 29  | 83  | 233 |
| 180°       |                          | 10                    | 43  | 124 | 349 |

性が高められる。また、必要とされる物性値の推定精度に応じて、調査の間隔を決めることができることは提案した調査間隔算定式の特長である。

(4) 推定位置の物性値の部分安全係数は、推定位置と既調査位置  $\Delta h$  の距離が短くなるにつれて低減される。提案した部分安全係数の算定法は、物性値の分散と相関距離を用いてこの特徴を定量的に説明することができた。

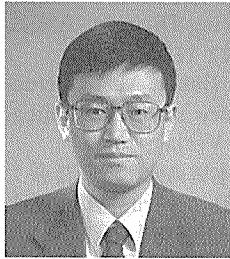
(5) 調査の間隔は物性値の分散と相関距離（地盤のランダムさ）に依存する。違う方向に異なる分散と相関距離を持つ筑紫平野の沖積粘性土地盤では、方向によって異なる調査間隔を配置することが必要と考えられる。

(6) 沖積粘性土地盤の層厚の推定誤差を平均的に2.5mとする時に、水平方向の調査間隔が約100mとなる。この調査間隔は文献<sup>15)</sup>で提案された水平方向の調査間隔とほぼ一致している。

## 参考文献

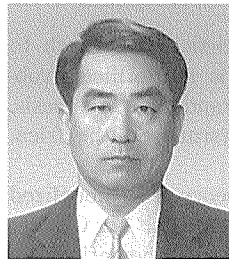
- 1) Krige, D. G.: A Statistical Approach to Some Mine Valuations and Allied Problems at the Witwatersrand, Master's thesis, University of Witwatersrand, South Africa, 1951.
- 2) Matheron, G.: The Theory of Regionalized Variable and Its Applications. Les Cahiers du Centre Morphologie Mathematique de Fontainebleau, Ecole des Mines, Fontainebleau, France, 211p, 1971.
- 3) 鈴木 誠, 石井 清: 土質定数の空間分布推定法を用いた確率有限要素法, 土木学会論文集, No.394 / III-9, pp. 97-104, 1988.
- 4) 松井謙二: 地盤の不確実性を考慮した場所打ち摩擦杭の支持力評価に関する研究, 九州大学学位請求論文, 1992.
- 5) Deutsch, C. V. and Journel, A. G.: Geostatistical Software Library and User's Guide (GSLIB), Second Edition, Oxford University Press, New York, Oxford, 1998.
- 6) Journel, A. and Huijbregts, CH. J.: Mining Geostatistics, Academic Press, London, New York, San Francisco, 1978.
- 7) Vanmarcke, E. H.: Probabilistic Modeling of Soil Properties, Journal of the Geotechnical Engineering Division, ASCE, Vol. 103, No. GT11, Proceeding Paper 13364, pp.1227-1247, 1977.
- 8) Kulatilake, P.: Probabilistic Potentiometric Surface Mapping, ASCE Journal of Geotechnical Engineering, Vol. 115, No. 11, pp. 1569-1587, 1989.
- 9) Alonso, E. E. and Krizek, R. J.: Stochastic Formulation of Soil Properties, The 2nd International Conference on Application Statistics and Probability in Soil and Structural Engineering, Aachen, pp. 9-33, 1975.
- 10) Matsuo, M. and Asaoka, A.: Probability Models of Undrained Strength of Marine Clay Layer, Soil and Foundations, Vol. 17, No. 3, pp. 53-68, 1977.
- 11) Bergado, D. T., Buenaventura C. Patron Jr., Wisit Youyongwatana, Jin-Chun Chai, Yudhbir: Reliability-based Analysis of Embankment on Soft Bangkok Clay, Structural Safety 13, pp. 247-266. 1994.
- 12) Vanmarcke, E. H.: Probabilistic Modeling of Soil Properties, Journal of the Geotechnical Engineering Division, ASCE, Vol. 103, No. GT11, Proceeding Paper 13364, pp.1227-1247, 1977.
- 13) Tang, W. H.: Probabilistic Evaluation of Penetration Resistance, Journal of the Geotechnical Engineering Division, ASCE, Vol.105, No.10, pp. 1173-1179, 1979.
- 14) Thoft-Christensen, P., Baker, M. J.: Structural Reliability Theory and Its Applications, 199p, Springer-Verlag, 1982.
- 15) 藤川和之, 樗木正昭, 本城勇介, 三浦哲彦: 沖積低平地における流路の統計的性質に関する考察とその地盤調査への適用, JCOSAR '95論文集, pp.455-462, 1995.

## ■ 著者略歴



**李 向新**  
(リ コウシン)

1985年 中国・清華大学水利工程系水工建築卒業  
 1985年 KHIDI, P. R. China  
 1996年 九州大学大学院工学研究科修士課程修了  
 1996年 株式会社建設技術研究所福岡支社  
 1997年 佐賀大学低平地防災研究センター  
 非常勤研究員（センター講師）  
 Ph. D.



**林 重徳**  
(はやし しげのり)

1968年 九州大学工学部土木工学科卒業  
 1970年 九州大学大学院修士課程終了  
 1970年 八千代エンジニアリング株式会社  
 1976年 九州大学大学院博士課程単位修得退学  
 1976年 九州大学工学部助手  
 1986年 九州大学工学部助教授  
 1994年 佐賀大学低平地防災研究センター教授  
 工学博士